

宗族文化与性别比例失衡的关系：“招娣/弟”比例的中介作用

张子怡^{1,2}, 张力², 任孝鹏¹

(1.中国科学院心理研究所 Institute of Psychology, CAS、北京、100101; 2.首都师范大学 Capital Normal University、北京、100048)

通讯作者: 张力、首都师范大学、13311281735、lizhang@cnu.edu.cn

基金项目名称: 国家社会科学基金项目“新冠肺炎疫情对群体偏好和外群体排斥的影响及机制的研究”; 项目号: 20BSH142

【摘要】目的: 探讨宗族文化与性别比的关系以及“招娣/弟”比例的中介作用。**方法:** 采用档案分析法获取“招娣/弟”比例, 用祠堂比例和家谱比例作为衡量宗族文化的两个指标, 2020年第七次人口普查数据来获取性别比, 对中国31个省的数据进行分析。**结果:** (1) 宗族文化的两个指标祠堂比例与家谱比例、性别比和招娣比例两两之间均呈现显著正相关。(2) “招娣/弟”比例在宗族文化与性别比的关系中中介作用显著。**结论:** “招娣/弟”比例能够中介宗族文化和性别比的关系。家谱比例和祠堂比例所反映的宗族文化通过塑造人们的性别价值观和性别偏好影响人口结构中的性别比例。

【关键词】 宗族文化; 性别比; “招娣/弟”比例; 性别偏好

Clan strength and gender imbalance: the mediating role of the “Zhaodi” ratio

【Abstract】 Purpose: To explore the relationship between clan strength and sex ratio, as well as the mediating role of the “Zhaodi” ratio. **Methods:** Data from 31 provinces in China were analyzed using the CFPS (2010) to obtain data on clan culture, and data from the Seventh Population Census in 2020 to obtain sex ratios. **Results:** (1) There were significant positive correlations between the two indicators of clan culture, the sex ratio, and the “Zhaodi” ratio (2) The “Zhaodi” ratio plays a significant mediating role in the relationship between clan strength and sex ratio. **Conclusion:** The “Zhaodi” ratio can mediate the relationship between clan culture and sex ratio. The clan strength reflected by the proportion of family trees and ancestral temples influences the sex ratio in the population structure by shaping people's gender values and gender preferences.

【Keywords】 Clan strength; sex ratio; “Zhaodi” ratio; Gender preference

20世纪90年代以来, 中国的出生人口性别比失衡的问题一直备受学术界的关注。性别比失衡普遍存在于亚洲国家, 尤其是印度和中国^{[1][2][3][4]}。与此同时, 中国出生人口性别比失衡的也存在着地域差异。人口学的研究表明, 无论是在性别比等客观指标, 还是偏好男孩的主观生育意愿上, 都存在地区差异^{[5][6]}。在没有人为操纵的情况下, 正常的出生人口性别比应该在106左右。然而, 2020年的第七次人口普查数据显示, 江西和福建两个省份性别比分别达到了120.3和118.7, 性别比失衡严重。

宗族文化是导致性别比失衡的地域差异的重要原因^[6]。宗族文化或观念中的

父权制度，以及相应地从夫居住制、姓氏继承制、财产继承制是儿子偏好得以长期存在的制度基础^[7]，“儿子养老”观念，养儿防老、多子多福、传宗接代、男孩偏好的生育观念文化培植了中国的高出生性别比^[8]。而宗族文化也存在着地区差异，比如根据上海图书馆中国家谱资料库的统计，家谱的比例存在明显的地域差异，湖南、江西、浙江、福建、广东等地百万人中拥有家谱的比例偏高^[9]。实证研究也表明宗族文化可以正向预测性别比失衡，如张川川和马光荣（2017）等用中国家庭追踪调查 CFPS2010（Chinese Family Panel Studies）的调查数据，发现在县的层面上，宗族祠堂的比例能够正向预测性别比，也就是说，宗族文化越强的地方，性别比越高。

以上研究的局限性在于把性别比等同于男孩偏好的价值观。尽管学者通过问卷调查发现男孩偏好的观念与性别比存在相关性，但性别比还受到其它因素的干扰，如出生前堕胎和出生后溺婴等性别选择行为。由于受到社会制度、文化传统、经济条件和法律规范等多种因素的共同作用，即使某些个体或家庭内心存在男孩偏好的倾向，也不一定会在实际生育决策中采取性别选择性干预^[10]。现在常用的测量男孩偏好观念的方法有以下两种：一是通过比较生育意愿中男孩与女孩的数量差异，比如“您认为家庭中最理想的孩子数是几个？其中几个男孩？几个女孩？如果男孩数量高于女孩，则认为存在男孩偏好。第二种是基于性别平等观念的评估，例如通过询问被调查者对于“男性天生就比女性强”这类陈述的认同程度来衡量。值得注意的是，只有当男孩偏好的观念足够强烈，且个体认为采取性别选择性干预是合理且可行的情况下，他们才可能在实际生活中实施这些行为。因此，理解男孩偏好观念与性别比之间的关系，需要综合考虑社会文化背景和个人价值取向等多个层面。

“招娣/弟”是一个特殊的名字，表达了人们希望下一个孩子是男孩的强烈愿望。它可能比问卷调查中回答“我一定要生个儿子”选择“是”的观念更强烈。在群体水平上“招娣/弟”比例可能是反映男孩偏好的价值取向。从生育意愿的男孩偏好来说，“招娣/弟”是个非常强的反映父母亲男孩偏好的行为指标。其比例的高低则可能反映了偏好男孩的社会价值取向，比例越高，则某个群体偏好男孩的社会价值取向越高。从理论上推断，给女儿取名为“招娣/弟”所体现的性别偏好，可能在程度上要强于直接在问卷调查中回答“我希望下一个孩子是男孩”时选择“是”所表达的态度。有研究表明宗族文化能够解释“招娣/弟”比例的省际差异^[9]。

宗族文化是否是通过男孩偏好的观念的中介作用影响性别比失衡的地区差异？目前还缺乏直接证据。本研究拟把“招娣/弟”比例作为男孩偏好的价值取向，来检验男孩偏好对宗族文化与性别比失衡的作用机制。本研究的假设是宗族文化强的省份，“招娣/弟”比例就越高；而后者越高的省份，性别比失衡越严重。

1. 方法

1.1 研究对象

本研究采用档案研究法，所有数据均来自国家的档案资料以及有公信力的大型社会调查数据。下面说明所用变量及其数据来源。

宗族文化采用两个指标：家谱比例和祠堂比例。

家谱比例：家谱的数量来自上海图书馆中国家谱知识平台提供的家谱数据库。人口数量来自 2020 年人口普查数据库。我们计算出了 31 个省份每百万人口中的家谱数量。

祠堂比例：祠堂数量来自中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年的基线调查结果，该调查由北京大学和国家自然科学基金支持，北京大学中国社会科学调查中心负责执行。在涵盖了 25 个省份、635 个村庄的调查中，其中一个问题（A3）询问了村庄内是否存在家族祠堂等设施。我们根据这和 2020 年人口普查数据计算了 25 个省的祠堂比例。

男孩偏好：我们用“招娣/弟”比例来测量男孩偏好。“招娣/弟”数量是指在中国最常见的十个姓（王、李、张、刘、陈、杨、黄、赵、吴、周）与名字组合“招娣/弟”相结合的情况下，通过国家政务平台官网的重名查询功能获得的每个名字的各个省的频数之和，全国的“招娣/弟”比例为 47.4PPM。因为规则限制，我们只查到了 18 个省的“招娣/弟”的数量。我们根据它和 2020 年人口普查数据计算了“招娣/弟”比例。

性别比失衡：我们采用了 2020 年人口普查的省级数据计算了省出生人口的性别比。

其他控制变量：

现代化程度：我们参照刘琳琳等^[11]的做法，引入现代性指标作为控制变量，分别为人均 GDP、城市化率和大专生及以上受教育程度的比例。人均 GDP 数据包含各省的国内生产总值（GDP）和该省的人口数量，这两项数据均来源于国家统计局 2020 年的人口普查资料。城市化率的测算基于两个关键指标：城市及镇区的居民数以及总人口数，这些信息也同样收集自国家统计局 2020 年的统计数据。关于计算拥有大专或更高教育水平人群的比例，所需的数据包括具有相应教育程度人口的数量和总人口数，这些数据亦是来自国家统计局 2020 年的人口普查数据中获得。

我们同时增加了两个男孩偏好的指标，一个是基于生育意愿问题的男孩偏好。问卷的其中一个问题是（A37）如果没有政策限制的话，您希望有几个孩子？其中，希望有几个男孩？有几个女孩？期望的男孩数量比女孩多就认为存在男孩偏好，进而得出每个省份的男孩偏好比例。另外一个是基于性别平等的观念。我们参照熊艾伦和王子娟等人^[12]的做法，用 5 个测量个人对性别平等态度的问题，分别是：“男人以事业为重，女人以家庭为重”；“经济不景气时优先解雇女性员工”；“干得好不如嫁得好”；“男性天生能力比女性强”；“夫妻双方应该分担家务”。答案均为 5 分制，前 4 个指标得分越高意味着性别平等程度越低，第 5 个指标则相反。为保持一致性，进行了标准化处理。这两个指标的数据来源于中国综合社会调查 CGSS2021（Chinese General Social Survey）。

2. 结果

2.1 各变量的相关分析

相关性分析结果如表 1 所示，宗族文化的两个指标祠堂比例与家谱比例、性别比和招娣比例两两之间均呈现显著正相关。祠堂比例和家谱比例与“招娣/弟”相关分别为 $r_{(16)}=0.71$, $P=0.002$; $r_{(18)}=0.70$, $P=0.001$; 祠堂比例和家谱比例与性别比相关分别为 $r_{(25)}=0.68$, $P<0.001$; $r_{(25)}=0.44$, $P=0.013$ ；“招娣/弟”与性别比相关为 $r_{(18)}=0.75$, $P<0.001$ 。现代性的三个指标之间相关关系显著，相关分析结果显示三个指标之间存在接近 0.8 以上的高相关。而 2021 年的性别平等指数与问卷调查中的男性偏好与招娣，祠堂，家谱和性别比之间均不存在显著的相关。而 CGSS2021 男孩偏好比例与性别平等指数是存在显著负相关， $r_{(19)}$

=-0.47, $P=0.041$ 。具体结果见表 1。

2.2 “招娣/弟”比例的中介效应检验

采用 SPSS 27.0 及 Process 程序进行“招娣/弟”比例的中介效应检验，将祠堂比例作为自变量，2020 年性别比作为因变量，检验“招娣/弟”比在宗族文化与性别比之间是否存在中介作用。结果表明（见表 2），祠堂比例能显著正向预测性别比例（ $\beta=0.69$, $P=0.003$ ）；祠堂比例能显著正向预测“招娣/弟”比例（ $\beta=0.70$, $P=0.002$ ）；祠堂比例和“招娣/弟”比例同时进入回归方程时，“招娣/弟”比例（ $\beta=0.54$, $P=0.04$ ）能显著正向性别比例，而祠堂比例（ $\beta=0.22$, $P=0.23$ ）不能显著预测性别比例。中介效应的 95%置信区间不包含 0[0.02 ~ 1.31]，中介效应占比达到了 56%，直接效应的 95%置信区间包含 0[-3.16 ~ 14.45]，以上结果表明了“招娣/弟”比例在祠堂比例和性别比之间中介效应显著。将控制变量现代化指标加入模型中，结果表明“招娣/弟”比例在祠堂比例和性别比之间的中介效应达到边缘显著（ $\beta=0.53$, $P=0.07$ ），且中介效应在 95%的置信区间的效应占比为 56%。

将家谱比例作为自变量，2020 年性别比作为因变量，检验“招娣/弟”比在宗族文化与性别比之间是否存在中介作用。结果表明（见表 3），家谱比例能显著正向预测性别比例（ $\beta=0.69$, $P=0.001$ ）；家谱比例能显著正向预测“招娣/弟”比例（ $\beta=0.70$, $P=0.001$ ）；家谱比例和“招娣/弟”比例同时进入回归方程时，“招娣/弟”比例（ $\beta=0.51$, $P=0.04$ ）能显著正向性别比例，而家谱比例（ $\beta=0.33$, $P=0.15$ ）不能显著预测性别比例。虽然间接效应的 95%置信区间包含 0[-0.101~ 0.83]，但根据温忠麟等人^[13]所提到的对新的中介效应检验流程，在系数 c 显著的基础上，如果系数 a 和系数 b 均显著且系数 c'不显著即可以说明存在中介作用。因此“招娣/弟”比例在家谱比例和性别比之间中介效应显著。在 95%的置信区间上，中介效应占总效应比例为 51%。将控制变量现代化指标加入模型中，结果表明“招娣/弟”比例在家谱比例和性别比之间的中介效应达到边缘显著（ $\beta=0.6$, $P=0.07$ ），且在 95%的置信区间上，中介效应占总效应比例为 55%。

最后，我们将 CGSS2021 男孩偏好比例和性别平等得分作为控制变量代入模型中，检验“招娣/弟”比例在宗族比例和家谱比例与性别比之间是否存在中介作用。结果表明，在以家谱比例为自变量时，“招娣/弟”比例的中介效应达到边缘显著（ $\beta=0.6$, $P=0.072$ ）。而当以祠堂比例作为自变量时，“招娣/弟”比例不能中介其与性别比（ $\beta=0.7$, $P=0.17$ ）。

表 1：各变量间的描述性统计和相关系数（n=31）

变量	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1“招娣/弟”比例	1								
2 家谱比例	0.70**	1							
3 祠堂比例	0.71**	0.43*	1						
4 2021 年男孩偏好	-0.26	-0.33	0.05	1					
5 2021 年性别平等分数	0.07	0.34	-0.05	-0.47*	1				
6 2020 年性别比	0.75**	0.44**	0.68**	-0.22	0.33	1			
7 2020 年大专及以上比例	-0.15	-0.15	-0.27	-0.14	-0.08	-0.23	1		

8 2020 年人均 GDP	0.03	0.22	0.05	-0.38	0.13	0.02	0.83 [*]	1	
9 2020 年城市化率	0.04	0.13	-0.04	-0.17	-0.12	-0.05	0.77 ^{**}	0.78 ^{**}	1
M	66.55	47.45	0.12	0.18	0.00	110.16	0.17	7.06	0.56
SD	130.39	67.00	0.19	0.04	1.00	4.51	0.07	3.13	0.10

注：“招娣/弟”比例的 $n=18$ ，家谱比例的 $n=31$ ，祠堂比例的 $n=25$ ；人均 GDP 单位是万元；^{*}表示 $P<0.05$ ，^{**}表示 $P<0.01$ 。

表 2:“招娣/弟”比例在祠堂比与 2020 性别比关系中的中介效应检验

	模型 1	模型 2	模型 3
	2020 年性别比	“招娣/弟”比例	2020 年性别比
祠堂比例	0.69 ^{**}	0.70 ^{**}	0.22
“招娣/弟”比例			0.54 [*]
R^2	0.50	0.50	0.62
F	12.55 ^{**}	13.80 ^{**}	10.55 [*]

注：^{*}表示 $P<0.05$ ，^{**}表示 $P<0.01$ 。

表 3:“招娣/弟”比例在家谱比与 2020 年性别比关系中的中介效应检验

	模型 1	模型 2	模型 3
	2020 年性别比	“招娣/弟”比例	2020 年性别比
家谱比例	0.69 ^{**}	0.70 ^{**}	0.33
“招娣/弟”比例			0.51 [*]
R^2	0.48	0.48	0.62
F	14.79 ^{**}	14.95 ^{**}	12.02 [*]

注：^{*}表示 $P<0.05$ ，^{**}表示 $P<0.01$ 。

3. 讨论

我们研究发现与张川川等人^[6]相似，发现在宗族文化能够正向预测性别比，宗族文化越强的地方，性别比越高。不过，我们的研究在它的基础上，把性别比和男孩偏好的价值观取向做了区分，研究发现性别比与“招娣/弟”比例、生育意愿的男孩偏好，性别平等的相关在中等程度，说明性别比与男孩偏好是相关但不同的变量，在有条件的情况下，应该将二者做区分。同时我们的研究发现“招娣/弟”比例能够中介宗族文化和性别比例失衡的关系，宗族文化越强的省份，人们越愿意给女孩命名“招娣”来表达男孩偏好的价值取向，而男孩偏好的价值取向越强，人们越有可能在产前和产后通过各种手段人为干预来进行性别选择，导致该省的性别比失衡越严重。

任孝鹏等人^[9]将“招娣/弟”比例建构为男孩偏好的行为指标，并认为宗族文化能够解释“招娣/弟”比例的省际差异，本研究进一步将它与生育意愿中的男孩偏好和性别平等测量方法相比，“招娣/弟”比例比与性别比与宗族文化的相关更高，同时在回归分析中加入了生育意愿中的男孩偏好和性别平等两个指标后，后者并不能中介宗族文化和性别比的关系。也证明在男孩偏好的价值取向的研究中，“招娣/弟”比例是个更敏感的指标，为未来男孩偏好的研究中提供了新的测量手段，可以将它用于其他与地域差异有关的研究。

本研究也存在不足。一是，只使用了“招娣”和“招弟”两个名字，可能还存在“盼弟”“若男”等其他相似的名字，如果能将所有名字纳入分析可以增加结果的

稳健性。但是中国人名字组合具有的复杂性，要达到这一点也是有困难的^[9]，我们很难穷尽与“招娣”相关的名字组合。二是家谱比例在 bootstrap 检验中结果显示，间接效应包含零，这可能与样本量偏小有关，因为规则限制，当某个名字的数量低于 10 时，平台不能给出准确数量，导致了我们在省的层面上有 18 个省有“招娣/弟”比例的数据。虽然在技术上我们前文也根据温忠麟等人^[13]研究对测量结果进行了具体解释，即研究结果还是以依次回归结果为准。如果未来能够在市层面上进行分析，可能会获得更稳健的结果。

4. 结论

本研究用档案资料的分析，“招娣/弟”比例能够中介宗族文化和性别比的关系。家谱比例和祠堂比例所反映的宗族文化通过塑造人们的性别价值观和性别偏好影响人口结构中的性别比例。

参考文献

- 1 Miller,B. The Endangered Sex: Neglect of Female Children in Rural North India. *Political Science Quarterly*, 1998,97(3): 567-568
- 2 Scharping,T. Birth Control in China,1949-2000:Population Policy and Demographic Development. Routledge, London and New York, 2002. 60
- 3 Ebenstein,A, Leung,S. Son Preference and Access to Social Insurance: Evidence from China's Rural Pension Program. *Population and Development Review*, 2010, 36(1): 47-70
- 4 Chung,W. , Das Gupta,M. The Decline of Son Preference in South Korea: The Roles of Development and Public Policy. *Population and Development Review*, 2007, 33(4): 757-783
- 5 李树茁, 毕雅丽. IAD 框架下的男孩偏好心理机制研究——基于陕西省 71 个县区的调查发现[J]. *人口与发展*, 2015,21(06):57-67
- 6 张川川, 马光荣. 宗族文化、男孩偏好与女性发展 [J]. *世界经济*,2017,40(03):122-143
- 7 李慧英.男孩偏好与父权制的制度安排——中国出生性别比失衡的性别分析 [J].*妇女研究论丛*,2012,(02):59-66
- 8 罗萍.略论观念、制度与文化培植高出生性别比[J].*武汉大学学报(哲学社会科学版)*,2012,65(02):113-118. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*(02),113-118
- 9 任孝鹏,余俊霏,万路明,等.“招娣/弟”命名偏好的省际差异及宗族文化的影响 [J].*心理技术与应用*,2024,12(03):129-136+146
- 10 Hesketh,T. , Xing,W. Abnormal Sex Ratios in Human Populations: Causes and Consequences. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*,2006,103(36): 13271-13275
- 11 刘琳琳,朱廷劭,任孝鹏.个体主义/集体主义的代际变迁 1949-2010: 来自《人民日报》的证据[J].*中国临床心理学杂志*,2020,28(03):542-549+555
- 12 熊艾伦,王子娟,张勇,等.性别异质性与企业决策:文化视角下的对比研究[J].*管理世界*,2018,34(06):127-139+188

- 13 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(05):731-745

附录 1

各个省的招娣 / 弟比例、宗族文化强度和其他变量的值

省份	“招娣/ 弟”比例	家谱 比例	祠堂 比例	人均 GDP	受过 高等 教育 比例	城市 化率	男孩 偏好	性别 平等 分数
安徽	20.4	88.8	0.25	6.2	0.13	0.53	0.21	0.36
北京	17.8	4.0	0.00	16.4	0.42	0.75	0.16	0.45
重庆	2.0	47.7	0.00	7.8	0.15	0.62	0.16	0.49
福建	235.3	120.7	0.75	10.5	0.14	0.62	0.19	0.11
甘肃	76.9	10.8	0.06	3.6	0.15	0.47	0.17	0.07
广东	101.6	36.4	0.45	8.8	0.16	0.64	-	-
广西	19.6	18.0	0.17	4.4	0.11	0.48	0.18	0.54
贵州	29.6	10.3	0.00	4.6	0.11	0.47	-	-
海南	-	23.3	-	5.5	0.14	0.52	-	-
河北	-	13.0	0.06	4.8	0.12	0.54	0.18	0.02
黑龙江	-	1.4	0.05	4.3	0.15	0.57	-	-
河南	12.4	25.3	0.08	5.5	0.12	0.48	0.19	0.40
湖北	6.8	112.6	0.00	7.4	0.16	0.55	0.16	0.63
湖南	-	207.3	0.08	6.3	0.12	0.51	0.22	0.49
江苏	70.8	113.4	0.00	12.1	0.19	0.66	0.13	0.52
江西	537.0	163.8	0.50	5.7	0.12	0.53	0.15	0.45
吉林	4.4	2.8	0.00	5.1	0.17	0.56	-	-
辽宁	-	16.5	0.16	5.9	0.18	0.66	0.20	0.19
内蒙	32.9	2.5	-	7.2	0.19	0.61	0.20	-3.53
宁夏	-	5.6	-	5.5	0.17	0.60	0.30	-1.70
青海	4.8	7.9	-	5.1	0.15	0.54	-	-
陕西	-	20.1	0.00	6.6	0.18	0.55	0.17	-0.28
山东	5.3	41.6	0.00	7.2	0.14	0.57	0.18	0.55
上海	-	27.5	0.00	15.7	0.34	0.80	-	-
山西	-	28.6	0.00	5.1	0.17	0.56	0.18	-0.04
四川	2.0	23.5	0.00	5.8	0.13	0.50	-	-
天津	-	7.2	0.00	10.1	0.27	0.70	-	-
西藏	-	0.3	-	5.2	0.11	0.27	-	-
新疆	-	0.2	-	5.3	0.17	0.50	-	-
云南	18.2	14.1	0.19	5.2	0.12	0.44	-	-
浙江	-	276.0	0.25	10	0.17	0.64	0.13	0.27

注：“招娣/弟”比例和家谱比例则是采用了百万分之一单位；祠堂比例来自 CFPS2010 调查；计算人均 GDP 相关数据来自国家统计局官网，人均 GDP 单位是万元；男孩偏好和性别平等分数来自 CGSS2021；—表示没有相关数据。